

人民币汇率与我国股价的非线性因果关系检验

刘 林,倪玉娟

(厦门大学 金融系 福建 厦门 361005)

[摘 要] 采用 2005 年汇改后至 2010 年 10 月 15 日的日数据,研究了人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间的线性与非线性因果关系。实证结论表明人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间存在长期稳定的均衡关系,线性 Granger 因果关系检验表明存在人民币兑美元名义汇率到我国股市收益的单向因果关系,非线性 Granger 因果关系检验表明人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间存在双向的非线性 Granger 因果关系,并且这种非线性因果关系很大程度上是由 ARCH 效应导致的。

[关键词] 非线性因果关系; H-J 检验; M-G 模型; ARCH 效应

[中图分类号] F832.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2011)06-0027-09

Nonlinear Causality Test of the Relationship between RMB Exchange Rate and Stock Price in China

LIU Lin, NI Yu-juan

(Dept. of Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract : The authors use the daily data from July 21th, 2005 to October 15th, 2010 to investigate the linear and nonlinear causality relationship between nominal RMB/USD exchange rate and China's stock market return. The results suggest that there's long-run steady equilibrium relationship between RMB/USD and stock return, and the linear Granger causality test reveals the uni-directional causality relationship from RMB/USD to stock return. While the nonlinear Granger causality test suggests the bi-directional causality relationships between RMB/USD and stock return, also the authors find that the nonlinear causality is mainly caused by the ARCH effects.

Key Words : nonlinear causality; H-J Test; M-G Model; ARCH Effects

一、引言与文献综述

2005 年 7 月我国对人民币汇率形成机制进行了改革,放弃盯住单一美元制,而形成了参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制度。从 2005 年 7 月到美国次贷危机全面恶化为全球性金融危机前的 2008 年底,人民币汇率不断小幅升值,人民币兑美元汇率累计升值达到 15.8%。2005 年,我国股市进行了股权分置改革,伴随着人民币不断升值,我国股市也在不断上涨,自 2005 年 7 月到 2007 年底,上证综指累计上涨了 4 871 点,涨幅达近 450%,深证综指累计上涨了 1 278 点,涨幅达近 500%。^①但是,受次贷危机

的影响,2007 年 11 月到 2008 年 11 月我国股市一路下跌。2008 年后由于受到全球性金融危机的冲击,我国出口大幅下降,经济增速放缓,人民币汇率又重新采取盯住美元的策略以稳定经济。2010 年以来,我国经济逐渐恢复,前两个季度 GDP 增长率分别达到 11.9% 和 10.5%,人民币升值预期加大,从 2010 年 6 月份开始,人民币汇率重启升值通道。2005 年以后人民币升值一直伴随着我国股市的上涨,此次人民币重启升值通道是否仍会伴随着我国股市的新一轮上涨?对于这一问题的解答有赖于外汇市场与股市关系的研究,对于投资者和宏观监管

[收稿日期] 2011-04-12

[基金项目] 国家社科基金项目“中国外汇储备风险测度及管理研究”(07BJY157),教育部人文社会科学研究规划基金项目“中国金融稳定理论及政策协调机制构建——基于经济全球化背景的视角”(08JA790110)

[作者简介] 刘 林(1983-)男,江苏南通人,厦门大学金融系博士研究生,研究方向是国际资本流动与宏观经济政策;倪玉娟(1984-)女,安徽滁州人,海通证券研究所,厦门大学金融系博士研究生,研究方向是货币政策与资本市场。

层都具有指导性意义。

汇率与股市是否存在联系?对于这一问题 1998 年的亚洲金融危机已经给出了答案。这次危机也已经表明,国内资本市场与外汇市场是紧密联系的,国内资本市场的崩溃将导致大量资本外流,造成汇率大幅下降。在全球化的背景下,资本市场间的联系、资本管制的逐步放松以及更为灵活的汇率制度的实现,导致股市和外汇市场间存在系统性的联系(Aydemir 和 Demirhan 2009)。Hau 和 Rey(2002)也表示,资本市场与外汇市场是具有互动关系的系统,外部冲击会通过外汇市场的传导引发国内资本市场的波动,本国货币相对于外国货币的升值会导致国内资产价格的上涨和外国资产价格的下跌(Hau 和 Rey 2002;Pavlov 和 Rigobon 2003)。由于我国现阶段仍实行出口导向的经济增长模式,汇率稳定是至关重要的,同时股市的稳定也是保持我国金融稳定的关键,因此,研究股市与汇率的关系对我国宏观经济政策的制定以及我国金融的稳定具有重要的参考意义,同时也将有利于防范金融风险,完善我国资本市场以及外汇市场的改革。

有关股市与汇率关系的理论主要有两个分支。一是以 Dornbusch-Fisher (1980) 的流量导向模型(Flow-Oriented)为代表,也称为传统方法(Traditional Approach),认为汇率影响股价或股市收益。流量模型假设汇率很大程度上是由一国经常账户或贸易收支状况决定的。在满足马歇尔-勒纳条件,且 J 曲线效应持续期较短的基础上,汇率变动将影响一国产品的国际竞争力和贸易收支,从而影响实际经济变量,如实际收入和产出(Stavarek 2005),进而影响股市。此外,由于股价是公司未来现金流的现值,汇率波动将通过改变产品价格竞争力和公司以外币计值的资产负债表而影响公司利润,最终影响股票价值(Tabak 2006)。流量导向模型表明,存在从汇率(间接标价法)到股价的单向正向关系。二是以 Branson(1983)和 Frankel(1983)的存量导向模型^②(Stock-Oriented)为代表,也称为资产组合方法(Portfolio Approach)。存量导向模型重点关注资本与金融账户在汇率决定中所起的作用,这一模型又可分为资产组合模型和货币主义模型。资产组合模型认为股价影响汇率,国内股价的上涨将通过直接和间接渠道导致本币升值。其中,直接渠道表现为国内股价的上涨会鼓励投资者更多地购买国内资产,导致外汇市场上投资者更多地抛售外币来获得本币,从而导致国内货币需求上升,本币升值。间接渠道表现为国内资产价格上涨导致财富增长,从而增加了投资者的货币需求,进而导致国内利率上升,高利率

吸引国际资本流入,致使本币升值。而货币主义模型认为汇率与股价不存在联系。货币主义模型将汇率视为一种资产价格,因此汇率就像其他资产一样根据预期的价值来决定,影响实际汇率的因素就是那些影响汇率未来价值的因素。由于股价和汇率可能是由不同因素推动的,因此货币主义模型强调股价和汇率间不存在任何关系(Stavarek 2005)。

有关汇率与股价的关系,国内外已有很多文献进行了实证研究。但是,已有文献基本都是采用线性计量方法,如线性 Granger 因果关系检验、协整检验和 VAR 模型等,而且由于数据区间、频率^③以及变量和模型选取的差异,导致结论也不一致。国内研究人民币汇率与股价的文献也很多。张碧琼和李跃(2002)研究表明,人民币市场汇率和深沪 A 股指数、香港恒生指数之间存在长期均衡关系。人民币兑港币汇率与深沪 A 股指数、恒生指数之间,以及人民币兑美元汇率和深沪 A 股指数、恒生指数之间均存在短期相互作用的关系,但人民币汇率及美元汇率变动不会对 B 股指数产生影响。邓粲和杨朝军(2007)研究了 2005 年 7 月 21 日到 2007 年 3 月 20 日人民币兑美元名义汇率和上证综合指数之间的关系,结果表明,上证综合指数和人民币汇率之间存在长期稳定均衡的关系,且为负向关系,汇市是股市的单向 Granger 原因。张兵等(2008)研究了 2005 年 8 月 1 日到 2007 年 9 月 28 日上证 A 股指数、上证 B 股指数和人民币兑美元汇率之间的关系,发现汇率与股市指数之间存在长期均衡关系,且具有稳健性。长期内,汇率和股市关系符合流量导向模型,但短期内,汇率和股市关系符合存量导向模型。分行业板块研究结果显示,房地产、金融、民航、钢铁指数与汇率具有长期协整关系,但短期内,在汇率与五个板块指数的相互关系中,汇率影响占主导地位。Zhao(2010)用 VAR-MGARCH 模型分析了 1991 年 1 月到 2009 年 6 月中国人民币实际有效汇率和股价之间的关系,结果表明,人民币实际有效汇率和股价之间并不存在稳定的长期均衡关系,且汇市和股市之间不存在均衡溢出效应。但是,两个市场间存在双向的波动溢出效应,这表明过去股市的信息将对未来汇率的波动产生影响,反之亦然。

以上的这些文献都是采用线性模型来研究两者之间关系的,但是,由于金融资产价格的动态变化存在非线性特征(Dieci 和 Westerhoff 2010),^④因此仅仅用线性模型不能有效解释变量间的关系。近年来,已有少数文献开始从非线性的视角对汇率与股价之间的关系进行研究。Yau 和 Nieh(2009)采用门槛误差修正模型(TECM)研究了 1991 年 1 月到 2008 年

3 月新台币/日元和新台币/美元双边汇率对日本和中国台湾股价的影响,结果发现,在台湾地区,新台币/日元和新台币/美元的汇率与股价存在非一致性门限协整关系。新台币/美元汇率与台湾地区的股价存在长期均衡和非一致性的因果关系,长期内新台币/日元和新台币/美元汇率都与台湾地区的股价具有正向因果关系。Tabak(2006)同时采用线性和非线性 Granger 因果关系检验分析了巴西 1994 年 8 月 1 日到 2002 年 5 月 14 日股价和 BRL/USD 汇率之间的动态关系,发现线性因果关系检验支持股价影响汇率的资产组合模型,而非线性因果关系检验支持汇率影响股价的传统方法模型。Kumar(2009)研究了 1999 年 1 月 4 日到 2009 年 8 月 31 日印度股价和 INR/USD 汇率的非线性因果关系,发现印度股价与汇率间存在双向的线性与非线性因果关系。

对于人民币汇率与我国股价是否存在非线性关系,目前尚未发现有文献对这一问题进行深入研究。本文试图在已有文献的基础上,结合非线性模型对人民币汇率与我国股价的因果关系进行研究。本文主要采用非线性因果关系检验和协整检验来研究两者之间的长短期关系。非线性因果关系检验的方法有两种:一是非参数估计法(H-J 检验),二是参数估计法(M-G 模型)。本文分别采用这两种方法进行研究,并比较了二者之间的差异,同时考虑了 ARCH 效应对非线性因果关系检验的影响。

二、非线性 Granger 因果关系检验的计量模型

目前有两种计量模型用于非线性 Granger 因果关系检验。一是 Hiemstra 和 Jones(1994)通过修正 Baek 和 Brock(1982)模型提出的非参数估计的非线性因果关系检验方法(简称 H-J 检验)。H-J 检验是针对除去线性关系后的数据进行检验的,所以 H-J 检验的通常步骤是首先通过建立 VAR 模型检验线性 Granger 因果关系,然后对残差进行非线性检验,如果残差存在非线性,那么对残差进行 H-J 检验。二是 Hristu-Varsakelis 和 Kyrtou(2006)将混沌模型应用到非线性因果关系的检验中,基于双变量噪声 Mackey-Glass 模型(Bivariate Noisy Mackey-Glass Model)提出了非线性 Granger 因果关系检验模型(简称 M-G 检验)。通过对 M-G 方程的回归,检验非线性项的参数是否显著来检验是否存在非线性因果关系。

(一) H-J 检验

H-J 检验的主要步骤是:首先通过线性 Granger 因果关系检验过滤线性关系,然后对残差进行非线性 BDS 检验,如果存在非线性关系,则对残差序列进行 H-J 非线性因果关系检验。

1.线性 Granger 因果关系检验。Granger 因果关系检验由 Granger 于 1969 年提出,是为了检验两个时间序列之间的双向因果关系,本质上而言,Granger 因果关系检验是检验一个变量的滞后值是否会对另一变量的当期值产生影响。Sims(1980)对因果关系检验进行了拓展。

考虑双变量(X_t 和 Y_t)的 VAR 模型为:

$$\begin{aligned} X_t &= \alpha + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j X_{t-j} + \varepsilon_t \\ Y_t &= \beta + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{t-j} + \sigma_t \end{aligned} \quad (1)$$

其中 p 是 VAR 模型的最优滞后期。

检验 Y 是否 Granger 引起 X 的原假设 H_0 是: $b_j=0, j=1, 2, \dots, p$ 。如果拒绝原假设,则说明 b_j 中至少有一个不等于 0,那么也就表明,滞后的 Y 对当期 X 有显著的线性预测力或解释能力,也就是说, Y 是 Granger 引起 X 的原因。检验 X 是否为 Granger 引起 Y 的原因采取同样的方法。但是,如果变量间存在协整关系,检验 Granger 因果关系则需建立 VECM 模型。考虑变量间存在协整关系,那么双变量的 VECM 模型为:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha + \delta_1 \text{exm}_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= \beta + \delta_2 \text{exm}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中 Δ 表示一阶差分。 exm_{t-1} 是误差修正项,反映的是变量间的长期均衡关系,当变量间的关系偏离均衡水平值时将以速度 δ 向均衡状态调整。检验变量间因果关系的原假设和统计量与 VAR 模型相同。

2.BDS 检验。通过 VAR 模型剔除线性关系,得到残差序列 ε_t 和 v_t 。BDS 检验用来检验残差序列是否是独立同分布的,如果拒绝独立同分布的原假设,那么残差序列就可能存在非线性。在这种状况下,非线性 Granger 因果检验可能更为恰当。

Brock 等(1987)提出的 BDS 检验是基于跨期空间概率(Spatial Probabilities Across Time)的估计量来检验时间序列是否是独立同分布的(Brock 等, 1996)。

给定一个 m 维的时间序列 Z_t ,其观测值为 $(z_t, z_{t+1}, \dots, z_{t+m-1})$ 。定义跨期空间概率的估计量相关性积分(Correlation Integral)为:

$$C_m(T, \rho) = \sum_{t=1}^{T-m-1} \sum_{s=t+1}^{T-1} I(Z_t^m, Z_s^m, \rho) \times \frac{2}{T_m(T_m-1)} \quad (3)$$

其中 $I(Z_t^m, Z_s^m, \rho)$ 是指标函数(Indicator

Function) $I(Z_t^m, Z_s^m, \rho) = \begin{cases} 1, & \|Z_t^m - Z_s^m\| < \rho \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 。 $\|Z_t^m - Z_s^m\|$ 为

两个序列 Z_t^m 和 Z_s^m 间的欧氏空间距离 ρ 是带宽 (Bandwidth) T 是总体样本数, 序列 Z_t 可以分成 T_m 个 m 维的子样本, 且 $Z_t^m = (z_t, z_{t+1}, \dots, z_{t+m-1})$, $Z_s^m = (z_{t+1}, z_{t+2}, \dots, z_{t+m})$ 。

那么定义 BDS 检验的统计量为:

$$W_m(T, \rho) = \frac{\sqrt{T} [C_m(T, \rho) - C_1(T, \rho)^m]}{\sigma_m(\rho)} \quad (4)$$

其中 $\sigma_m(\rho)$ 是给定 m 维样本的标准差。BDS 统计量 $W_m(T, \rho)$ 渐进服从标准正态分布, 如果 BDS 统计量拒绝原假设, 则表明序列中存在非线性关系。

3.H-J 非线性 Granger 因果关系检验。传统的线性 Granger 因果关系检验无法描述变量间的非线性因果关系, 不具备非线性的预测能力 (Baek 和 Brock, 1992)。Hiemstra 和 Jones (1994) 在 Baek 和 Brock (1992) 的基础上, 基于相关性积分提出了用于检验时间序列间非线性因果关系的非参数统计方法, 称为 H-J 检验。

考虑两个严平稳^⑤的且弱相依赖的时间序列 X_t 和 Y_t , 定义 X_t 的 m 维领先向量 (Leading Vector) 为 X_t^m , X_t 的 L_x 期滞后向量 (Lag Vector) 和 Y_t 的 L_y 期滞后向量分别为 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $Y_{t-L_y}^{L_y}$, 即:

$$X_t^m = (x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+m-1}), m=1, 2, \dots, \lambda=1, 2, \dots$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} = (x_{t-L_x}, x_{t-L_x+1}, \dots, x_{t-1}), L_x=1, 2, \dots, \lambda=L_x+1, L_x+2, \dots$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} = (y_{t-L_y}, y_{t-L_y+1}, \dots, y_{t-1}), L_y=1, 2, \dots, \lambda=L_y+1, L_y+2, \dots$$

那么, 对于给定的 m, L_x, L_y 以及 $\rho (>0)$, 如果满足条件概率:

$$\Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < \rho | \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \rho, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \rho) = \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < \rho | \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \rho) \quad (5)$$

则表明 Y 不能严格 Granger 引起 X 。其中, $\Pr(\cdot)$ 表示概率, $\|\cdot\|$ 表示最大范数 (Norm)。从 (5) 式可以发现, 如果给定 (5) 式右边序列 X_t 的条件概率 (即滞后序列对领先序列的影响概率), 且无论有无序列 Y_t 作为条件都不会对其产生影响, 那么就说明 Y 不是影响 X 的 Granger 原因。

(5) 式中的严格 Granger 非线性条件可以用对应的联合概率比表示为:

$$\frac{C_1(m+L_x, L_y, \rho)}{C_2(L_x, L_y, \rho)} = \frac{C_3(m+L_x, \rho)}{C_4(L_x, \rho)} \quad (6)$$

其中,

$$C_1(m+L_x, L_y, \rho) = \Pr(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < \rho, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \rho)$$

$$C_2(L_x, L_y, \rho) = \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \rho, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \rho) \quad (7)$$

$$C_3(m+L_x, \rho) = \Pr(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < \rho)$$

$$C_4(L_x, \rho) = \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \rho) \quad (7)$$

用相关性积分的估计量可将 (7) 式改写成:

$$C_1(m+L_x, L_y, \rho) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} \sum I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, \rho) \bullet I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, \rho)$$

$$C_2(L_x, L_y, \rho) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} \sum I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, \rho) \bullet I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, \rho)$$

$$C_3(m+L_x, \rho) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} \sum I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, \rho)$$

$$C_4(L_x, \rho) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} \sum I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, \rho) \quad (8)$$

$$t, s = \max(L_x, L_y) + 1, \dots, T - m - 1, n = T + 1 - m - \max(L_x, L_y)$$

其中 $I(X, Y, \rho)$ 表示当 X 和 Y 之间的欧式空间距离小于 ρ 时为 1, 否则为 0。

利用 (8) 式中的联合概率估计量, 就可以检验 (5) 式的严格 Granger 非线性条件。对于给定的 $m, L_x, L_y \geq 1$ 和 $\rho > 0$, 序列 X_t 和 Y_t 都是严平稳、弱相依的, 且是遍历的 (Ergodic), ^⑥ 如果序列 Y_t 不能严格 Granger 引起 X_t , 那么有:

$$\sqrt{n} \left(\frac{C_1(m+L_x, L_y, \rho)}{C_2(L_x, L_y, \rho)} - \frac{C_3(m+L_x, \rho)}{C_4(L_x, \rho)} \right) \stackrel{\text{近似服从}}{\sim} N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, \rho)) \quad (9)$$

Hiemstra 和 Jones (1994) 详细推导了 $\sigma^2(m, L_x, L_y, \rho)$ 的估计量, 这里不再赘述。由于 VAR 模型已经剔除了线性预测力, 那么应用 (6) 式和 (9) 式两个统计量对 VAR 模型中的残差进行估算就可以分析是否存在非线性因果关系。根据 Hiemstra 和 Jones (1993) 蒙特卡罗模拟的结果, 对于所有情形, 超前期 m 设定为 1, 滞后期 $L_x = L_y$, 且滞后期选取 1~4。同样, 在所有状况下, 使用共同的规模参数 (Scale Parameter) 为 $\rho = 1.5\sigma$, $\sigma = 1$ 表示标准化序列的标准差。

(二) M-G 检验

H-J 检验可以不需要通过参数估计判断序列间的非线性因果关系,但是它的一个重大缺陷在于其假设序列必须是严平稳的。然而在现实中,多数经济金融时间序列并不一定是严平稳的,因此对其采用 H-J 检验判断非线性因果关系可能是不准确的。基于此,Hristu-Varsakelis 和 Kyrtou(2006)提出了 M-G 检验。

M-G 检验是基于双变量噪声 Mackey-Glass 模型的特殊非线性结构开展的。M-G 模型不同于 H-J 检验的地方在于:H-J 检验是针对经过线性处理后剔除掉线性关系后的序列进行的,而 M-G 检验则是针对原始序列进行的。考虑两个时间序列 X_t 和 Y_t , M-G 模型的一般形式为:

$$\begin{aligned} X_t &= \alpha_{11} \frac{X_{t-\tau_1}}{1+X_{t-\tau_1}^{c_1}} - \theta_{11} X_{t-1} + \alpha_{12} \frac{Y_{t-\tau_2}}{1+Y_{t-\tau_2}^{c_2}} - \theta_{12} Y_{t-1} + \phi_1, \phi \sim N(0,1) \\ Y_t &= \alpha_{21} \frac{X_{t-\tau_1}}{1+X_{t-\tau_1}^{c_1}} - \theta_{21} X_{t-1} + \alpha_{22} \frac{Y_{t-\tau_2}}{1+Y_{t-\tau_2}^{c_2}} - \theta_{22} Y_{t-1} + \phi_2, \phi \sim N(0,1) \end{aligned} \quad (10)$$

其中 α_{ij} 和 θ_{ij} ($i, j=1, 2$) 为待估参数, τ_i 是滞后期, c_i 是常数。模型(10)中的滞后期 τ_i 和常数 c_i 是根据最大似然函数值和最小 Schwarz 信息准则来确定的。

使用 M-G 模型的目的在于分析变量 Y 的滞后值是否对 X 的当期值存在显著的非线性效应。M-G 模型类似于线性的 Granger 因果关系检验,只是在线性模型中考虑了非线性的 M-G 过程。那么根据(10)式的非线性因果关系检验,首先利用非线性最小二乘法对模型进行估计,利用极大似然函数和信息准则选择最优滞后期和常数 c_i ,然后分析非线性特征。例如,分析 Y 对 X 是否存在非线性效应,即检验 $\alpha_{12}=0$ 这一原假设是否成立。定义在 $\alpha_{12}=0$ 的假设下模型为有约束的模型(Constrained),而原模型为无约束模型(Unconstrained)。令 $\hat{\phi}_1$ 和 $\hat{\eta}_1$ 分别为无约束和有约束模型下的残差,那么残差平方和分别为:

$$\text{无约束模型 } SSR_u = \sum \hat{\phi}_t^2$$

$$\text{有约束模型 } SSR_c = \sum \hat{\eta}_t^2$$

令 n_{free} 和 n_{restrict} 分别表示无约束模型中待估参数的个数和有约束模型中受约束参数的个数,那么检验原假设($H_0: \alpha_{12}=0$)和备择假设($H_1: \alpha_{12} \neq 0$)的统计量为:

$$SSR_F = \frac{(SSR_c - SSR_u)/n_{\text{restrict}}}{SSR_u/(N - n_{\text{free}} - 1)} \sim F_{n_{\text{restrict}}, N - n_{\text{free}} - 1} \quad (11)$$

其中 N 为样本容量。如果统计量 SSR_F 大于 F 分布的临界值,则拒绝原假设,说明 Y 对 X 存在非线性的因果关系。同时可以得出概率水平 $p=1-$

$F_{n_{\text{restrict}}, N - n_{\text{free}} - 1}^{\text{cdf}}$ ($SSR_F, n_{\text{restrict}}, N - n_{\text{free}} - 1$) F^{cdf} 为 F 分布的累积分布函数。

非线性因果关系检验的 M-G 模型优于线性 Granger 因果关系检验,因为非线性 M-G 项能够捕获时间序列中更为复杂的相关动态性。相对于 H-J 检验而言, M-G 模型并不需要对序列平稳性做较强的限制。但是 M-G 模型要求残差服从标准正态分布,这可能在模型估计时需要特别注意。

三、实证研究

(一) 数据选取

我国在对外经济贸易中大都采用美元结算,外汇储备中大部分也是美元储备。此外,尽管人民币汇率参考一篮子货币,但从现实看,2005 年汇改后,人民币对美元升值较为明显,且 2009 年底人民币又重新盯住美元,因此,我们将汇率选取为人民币兑美元双边名义汇率的中间价,用 MER 表示。^⑦股价选取了上证综指的收盘价和深证综指的收盘价两个代理指标,分别用 SHP 和 SZP 表示。数据期间选取 2005 年 7 月 21 到 2010 年 10 月 15 日,^⑧对股市不交易的日期进行剔除,共得到 1 272 个样本。所有数据均来自于 CEIC。对股价数据取自然对数以消除异方差,^⑨分别记为 LnSHP 和 LnSZP。

(二) 数据描述性统计

表 1 数据描述性统计

	MER	LnSHP	LnSZP
均值	7.32289	7.824934	6.601523
最大值	8.2765	8.714748	7.362962
最小值	6.6497	6.928146	5.482179
标准差	0.518566	0.437927	0.531319
JB 统计量 (概率)	161.6561 (0.000)	31.60839 (0.000)	122.8462 (0.000)

从表 1 的描述性统计可以看到,名义汇率 MER 的均值为 7.32,最小值为 6.64,最大值为 8.27;上证综指 LnSHP 的均值为 7.82,最小值为 6.93,最大值为 8.71;深证综指 LnSZP 的均值为 6.60,最小值为 5.48,最大值为 7.36。上证综指和深证综指对数的标准差与名义汇率的标准差差异不大,而 JB 统计量^⑩表明名义汇率与股价都不服从正态分布。

图 1 表明,我国股市自 2005 年开始伴随着汇率升值而不断上涨,2007 年底到达最高点,之后汇率仍在继续升值,但股价却不断下挫,在 2008 年底达到局部最低点。2008 年到 2009 年汇率保持稳定,股价开始逐步回升。2010 年以来,汇率又重新升值,股

市似乎又有上涨的趋势。从股价的走势来看, 股价发生急剧变化出现在两个时点上, 一是在 2007 年底, 二是在 2008 年底; 从汇率的走势来看, 汇率发生急剧变化也出现在两个时点上, 一是在 2008 年底, 二是在 2010 年初。

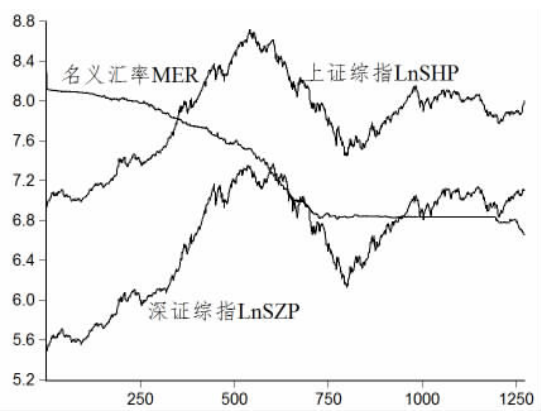


图 1 汇率与股价的走势

(三) 结构性断点检验

序列的走势图中显现出汇率和股价序列可能存在结构性断点。对于结构性断点检验常用的方法是 Chow 检验。Chow 检验是事先将样本分成两个部分, 即事先确定断点的位置, 然后比较两组参数估计值是否一致。这种方法的缺点在于事先人为确定断点位置, 如果断点是内生性的, 那么这种方法就不再适用, 而且这种方法只能检验一个断点。本文研究的汇率与股价序列可能不只存在一个断点, 为了避免忽略结构断点而导致伪回归, 本文采用 Bai 和 Perron (2003) 的多断点检验方法, 将断点作为未知的, 以检验汇率与股价序列的结构性断点。

表 2 结构性断点检验

	汇率 MER	上证综指 LnSHP	深证综指 LnSZP
SupF _T (1)	0.0021	0.0017	0.0001
SupF _T (2)	15.1011*	44649*	4185876*
SupF _T (3)	-3631.46	13091*	4810508*
SupF _T (4)	-1.1019	361834*	1060793*
SupF _T (5)	-87.3840	388786*	3738624*
SupF _T (2 1)	0.0000	0.0001	0.0000
SupF _T (3 2)	0.0000	0.0001	0.0000
SupF _T (4 3)	0.0000	0.0001	0.0000
SupF _T (5 4)	0.0000	0.0000	0.0000
BIC 确定的断点个数	1	0	2
LWZ 确定的断点个数	0	0	0
时序程序确定的断点个数	0	0	0

注: *表示 1% 的显著性水平, SupF_T(i) 是原假设没有 i 个断点的检验, SupF_T(j|i) 是原假设 j 个断点不优于 i 个断点的检验, BIC、LWZ 是判断断点个数的信息准则, 时序程序 (Sequential Procedure) 是判断断点个数的回归过程, 断点检验中考虑了序列的一阶滞后和均值断点, $\alpha=0.15$, 最大断点个数选取为 5, 并允许存在序列相关和异方差。

对于汇率序列 MER, 尽管 BIC 准则得出存在 1 个断点, 但是检验接受原假设, 表明并不存在 1 个断

点, 而 SupF_T(2|1) 检验接受原假设, 表明 2 个断点并不优于 1 个断点。对于上证综指序列 LnSHP, BIC、LWZ 和时序程序都认为没有结构断点, 且检验接受原假设, 表明并不存在 1 个断点, 而 SupF_T(2|1) 检验接受原假设, 表明 2 个断点并不优于 1 个断点。对于深证综指序列 LnSZP, 尽管 BIC 准则认为存在 2 个断点, 但 SupF_T(1) 和 SupF_T(2|1) 都表明不存在断点, 同时 LWZ 和时序程序都表明没有结构断点。因此, 本文综合断点检验的结果认为, 汇率与股价序列并不存在结构断点。

(四) 单位根检验

这里采用 ADF 检验法来检验序列的平稳性, 一般的 ADF 检验方程为:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

表 3 ADF 单位根检验

变量	ADF 统计量(概率 p)	有无截距、趋势	滞后期
MER	-6.2565(0.000)*	无截距, 无趋势	0
LnSHP	-1.3775(0.8672)	有截距, 有趋势	0
DLnSHP	-35.330(0.0000)*	无截距, 无趋势	0
LnSZP	-1.3656(0.8705)	有截距, 有趋势	0
DLnSZP	-33.1365(0.0000)*	无截距, 无趋势	0

注: Δ 表示一阶差分, *表示 1% 的显著性水平。

单位根检验结果表明, 名义汇率 MER 是平稳的, 而上证综指 LnSHP 和深证综指 LnSZP 是一阶单整的, 即股价一阶差分后是平稳的, 一阶差分的股价表示股市对数收益率。

(五) 协整检验

这里采用 Johansen 协整检验分别对名义汇率 MER 与上证股市收益率 DLnSHP 之间、名义汇率 MER 与深证股市收益率 DLnSZP 之间的长期均衡关系进行检验。从表 4 的协整结果可以看出, 人民币兑美元名义汇率与我国沪深两市收益率之间存在长期稳定的均衡关系。

表 4 Johansen 协整关系检验

	原假设	特征值	迹统计量 (概率)	最大根 统计量
MER 与 DLnSHP	最多零个	0.239373	347.9678 (0.0001)*	346.9396 (0.0001)*
	最多一个	0.000811	1.028182 (0.3106)	1.028182 (0.3106)
MER 与 DLnSZP	最多零个	0.230989	334.0652 (0.0001)*	333.0406 (0.0001)*
	最多一个	0.000808	1.024656 (0.3114)	0.000808 (0.3114)

(六) 线性因果关系检验

本文分别建立了包含汇率与上证股市收益、汇率与深证股市收益的 VAR 模型, ⑩然后分别对其进行 Granger 因果关系检验, 结果如表 5 所示。

表5 线性 Granger 因果关系检验

	原假设	卡方统计量	概率
MER 与 DLnSHP	DLnSHP 不是引起 MER 的 Granger 原因	6.6884	0.1533
	MER 不是引起 DLnSHP 的 Granger 原因	15.4930	0.0038*
MER 与 DLnSZP	DLnSZP 不是引起 MER 的 Granger 原因	2.4859	0.6472
	MER 不是引起 DLnSZP 的 Granger 原因	9.9961	0.0405**

注：*、** 分别表示 5%和 1%的显著性水平。

线性 Granger 因果关系检验结果显示,在 1%的显著性水平下,汇率是引起上证股市收益的 Granger 原因,而在 5%的显著性水平下,汇率是引起深证股市收益的 Granger 原因。总体上看,存在人民币/美元名义汇率对我国股市收益的单向因果关系。

(七)残差 BDS 检验

对 VAR 模型的残差进行 BDS 检验,分析其是否存在非线性关系,结果见表 6。可以看出,在不同的维度下,独立同分布的原假设都被拒绝,表明残差序列存在非线性。因此,用非线性 Granger 因果关系检验分析汇率与股价的关系是合适的。

表6 VAR 模型残差的 BDS 检验(BDS/SD 统计量,带宽 e=0.5)

维度	MER 与 DLnSHP 的 VAR 模型		MER 与 DLnSZP 的 VAR 模型	
	MER 方程残差	DLnSHP 方程残差	MER 方程残差	DLnSZP 方程残差
2	18.41739	3.510158	18.44528	5.555556
3	27.27436	5.863078	27.32023	7.806441
4	38.33266	7.704611	38.52435	9.467719
5	52.9176	9.582015	53.13521	11.28444
6	75.09254	11.46752	75.23238	13.15625

注:在 1%的显著性水平下,所有 BDS/SD 统计量都是显著的,SD 为标准差。

(八)非线性因果关系检验

1.H-J 检验。通过对 VAR 模型的残差进行分析发现其存在非线性,对残差序列进行平稳性检验发现,在 1%的显著性水平下都是平稳的,满足 H-J 检验的要求,因此可以对残差序列进行 H-J 检验。带宽 e 分别选择 0.5、1 和 1.5,结果如表 7 所示。

表7 非线性 Granger 因果关系检验结果

带宽 e	名义汇率不是引起上证股市收益的非线性 Granger 原因		上证股市收益不是名义汇率的非线性 Granger 原因		名义汇率不是引起深证股市收益的非线性 Granger 原因		深证股市收益不是名义汇率的非线性 Granger 原因	
	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL
	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL
0.5	0.0156	2.3240*	0.0185	2.1203**	0.0200	2.8679*	0.0149	1.6264***
1	0.0179	2.8808*	0.0179	2.8808*	0.0171	2.8714*	0.0116	1.9138**
1.5	0.0131	2.9239*	0.0069	1.8063**	0.0123	2.9029*	0.0062	1.7030**

注:CS= $C_1(m+Lx, Ly, e)/C_2(Lx, Ly, e)-C_3(m+Lx, e)/C_4(Lx, e)$, TVAL 为 H-J 检验的统计量,滞后期 $Lx=Ly$,超前期 $m=1$; *、** 和 *** 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

H-J 检验的统计量表明,在 1%的显著性水平下,名义汇率是引起上证股市收益的非线性 Granger 原因,而在 5%的显著性水平下,上证股市收益是引起名义汇率的非线性 Granger 原因。在 1%的显著性水平下,名义汇率是引起深证股市收益的非线性 Granger 原因,而在 10%的显著性水平下,深证股市收益是引起名义汇率的非线性 Granger 原因。总体上看,人民币/美元名义汇率与我国股市收益间存在双向的非线性 Granger 因果关系。

Diks 和 Panchenko(2005, 2006)认为,如果序列存在条件异方差,则需要首先对序列剔除条件异方差效应,再进行 H-J 检验。通过 ARCH-LM 检验发现,汇率和沪深两市收益率序列均存在条件异方差效应。基于检验稳健性的考虑,本文通过建立 VAR-BEKK-GARCH 模型以消除序列的条件异方差效应。本文分别建立了包含汇率 MER 和上证股市收益 DLnSHP、包含汇率 MER 和深证股市收益 DLnSZP 的二元 VAR(4)-BEKK-GARCH(1,1)模型,通过回归得到标准化的新的残差。^⑫对残差进行 ARCH-LM 检验发现,ARCH 效应已被消除,同样地对新的残差进行 BDS 检验,^⑬发现仍存在非线性。对新的残差进行 H-J 检验得到了如表 8 所示的结果。

表8 剔除 ARCH 效应的非线性 Granger 因果关系检验

带宽 e	名义汇率不是引起上证股市收益的非线性 Granger 原因		上证股市收益不是名义汇率的非线性 Granger 原因		名义汇率不是引起深证股市收益的非线性 Granger 原因		深证股市收益不是名义汇率的非线性 Granger 原因	
	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL
	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL	CS	TVAL
0.5	-0.0028	-0.7352	0.0047	0.9163	-0.0028	-0.7352	0.0047	0.9163
1	-0.0041	-1.1475	-0.0041	-1.1475	-0.0041	-1.1469	0.0037	1.068
1.5	-0.0036	-1.4407	0.0029	1.3871***	-0.0036	-1.4407	-0.0036	-1.4407

注:CS= $C_1(m+Lx, Ly, e)/C_2(Lx, Ly, e)-C_3(m+Lx, e)/C_4(Lx, e)$, TVAL 为 H-J 检验的统计量,滞后期 $Lx=Ly$,超前期 $m=1$; *** 表示 10%的显著性水平。

剔除 ARCH 效应后, H-J 检验结果表明,人民币兑美元名义汇率与我国股市收益之间并不存在非线性 Granger 因果关系。这在一定程度上表明,人民币/美元名义汇率与我国股市收益之间的非线性因果关系可能是由于 ARCH 效应导致的。

2.M-G 检验。M-G 检验要求变量是平稳的,根据表 3 序列平稳性检验可知,汇率与股市收益都是平稳的,满足 M-G 检验的要求。使用 Matlab 分别对汇率与上证股市收益的 M-G 模型、汇率与深证股市收益的 M-G 模型进行回归分析,根据最大对数似然值和最小 SC 信息准则确定模型的滞后期 τ_1 、 τ_2 和幂 c_1 、 c_2 ,得到如表 9 所示的结果。

表 9 M-G 模型的非线性 Granger 因果关系检验

原假设	F 统计量	概率	滞后期和幂
汇率 MER 不是非线性引起上证股市收益 DLnSHP 的 Granger 原因	3.294***	0.069	$\tau_1=9$ $\pi_2=8$ $c_1=c_2=2$
上证股市收益 DLnSHP 不是非线性引起汇率 MER 的 Granger 原因	3.847***	0.069	
汇率 MER 不是非线性引起深证股市收益 DLnSZP 的 Granger 原因	5.603**	0.018	$\tau_1=9$ $\pi_2=8$ $c_1=c_2=2$
深证股市收益 DLnSZP 不是非线性引起汇率 MER 的 Granger 原因	3.221**	0.018	

注：*、** 分别表示 5%和 10%的显著性水平。

M-G 模型的回归结果表明：在 10%的显著性水平下，汇率与上证股市收益间存在双向的非线性 Granger 因果关系；在 5%的显著性水平下，汇率与深证股市收益间存在双向的非线性 Granger 因果关系。因此，M-G 模型检验的结果显示，人民币/美元名义汇率与我国股市收益间存在双向的非线性因果关系。

表 10 M-G 模型残差的 BDS 检验(带宽 $e=0.5$)

维度	MER 方程残差	DLnSHP 方程残差	DLnSZP 方程残差
2	17.92286	5.260817	3.874718
3	27.07751	7.877082	6.453429
4	38.27102	9.872606	8.595421
5	52.79853	12.06777	10.70269
6	75.34259	14.26612	12.82935

注：在 1%的显著性水平下，所有 BDS/SD 统计量都是显著的，SD 是标准差。

但是，对残差进行检验发现，仍存在非线性特征，如表 10 所示。这说明，M-G 模型的非线性检验只能解释变量间部分的非线性因果关系。此外，M-G 模型要求模型服从标准正态分布，通过对 M-G 模型

回归方程的残差进行正态分布检验发现，残差并不服从正态分布，^⑧这并不符合 M-G 检验对残差的要求，因而 M-G 检验的结果可能并不是有效的。

四、结论

流量导向模型认为汇率是引起股价变动的原因，而存量导向模型认为股价是引起汇率的原因。本文利用 2005 年汇改后到 2010 年 10 月 15 的日数据，研究了人民币兑美元名义汇率与我国上证和深证股市之间的线性与非线性 Granger 因果关系。通过比较两种非线性 Granger 因果关系检验模型，得到了三个主要结论。

第一，人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间存在长期稳定的均衡关系。线性 Granger 因果关系检验结果表明，存在人民币兑美元名义汇率到我国股市收益的单向因果关系，这符合流量导向模型。

第二，人民币兑美元名义汇率和我国股市收益存在非线性特征，H-J 检验表明，人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间存在双向因果关系，而通过 VAR-BEKK—GARCH 模型剔除了条件异方差效应后发现，人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间并不存在非线性因果关系。这在一定程度上说明，人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间的非线性因果关系是由 ARCH 效应引起的。

第三，M-G 模型检验也表明，人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间存在非线性因果关系，但是该模型只能解释部分的非线性因果关系，且有可能并不是有效的。总体而言，非线性因果关系检验结果表明，人民币兑美元名义汇率与我国股市收益间的关系既符合流量导向模型又符合存量导向模型。

注释：

- ① 上证综指在 2007 年 10 月达到最高点 5 954.8，深证综指在 2007 年 9 月达到最高点 1 532.7。
- ② 有一些文献将这一模型译为股票导向模型，这是不准确的，因为这一模型是与流量导向模型相对应的。
- ③ 根据选用数据频率的不同，又可分为高频数据(日数据和周数据)(Mok, 1993; Ajayi 等, 1998; Wu, 2000; Granger 等, 2000; Nieh 和 Lee, 2001; Grambovas, 2003; Vygodina, 2006; Mun, 2007; Pan 等, 2007)和低频数据(月数据和季数据)(Adrangi 和 Ghazanfari, 1996; Bailey 和 Chung, 1999; Hwang, 1999; Friberg 和 Nydahl, 1999; Hatemi-J 和 Irandoust, 2002; Kim, 2003; Stavarek, 2005; Phylaktis 和 Ravazzolo, 2005)。
- ④ 导致金融资产价格动态变化存在非线性特征的原因主要是：(1)投资者交易规则或需求函数的存在；(2)投资者可用决策之间的演化交换(Evolutionary Switching)；(3)传染现象和随之发生的投机者在“乐观群体”和“悲观群体”之间的转换。
- ⑤ 时间序列的平稳性包括严平稳和弱平稳。给定时间序列 $\{x_t\}$ ，如果对于任意正整数 n 和时间序数 $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ ，以及任意实数 q ，随机变量 $x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_n}$ 的联合分布满足 $F(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_n}) = F(x_{t_1+q}, x_{t_2+q}, \dots, x_{t_n+q})$ ，则序列 $\{x_t\}$ 是严平稳的(张世英, 2004)。而如果对于任意 t ，序列的均值、方差和协方差都不变，则序列 $\{x_t\}$ 是弱平稳的。
- ⑥ 遍历性包括均值遍历和二阶矩(或协方差)遍历。对于平稳的序列而言，如果随着样本容量趋向于无穷大，样本的均值依概率收敛，则序列是均值遍历的，而如果样本的二阶矩依概率收敛，则序列是二阶矩遍历的。如果序列的均值和二阶矩(协方差)都具有遍历性，则称该序列是遍历的。
- ⑦ 也有文献将汇率选取为有效汇率。有效汇率是双边汇率经贸易权重加权平均的汇率指数，因而双边汇率或贸易比重发生

变化都将导致有效汇率发生变化。本文研究汇率与股价的关系,其中汇率影响股价的一个路径是汇率变动影响企业利润,而企业在计算利润时是采用名义双边汇率而非有效汇率。此外,国际资本流动也是联系汇率与股价的中介媒体,国际资本流入流出都是通过名义双边汇率进行换算的。因此,这里采用名义双边汇率而不是有效汇率。

⑧ 由于月度数据无法准备捕捉资本流动的短期效益(Tabak, 2006),因此本文采用日度数据进行分析。

⑨ 取自然对数一方面可降低序列的标准差,另一方面利用对数化后的数据进行回归得到的残差为差异较小的相对残差。

⑩ JB 统计量的原假设是序列服从正态分布。

⑪ 根据信息准则,两个 VAR 模型的滞后期都选取为 4。

⑫ 这里的 VAR-BEKK-GARCH 模型选用 Scalar BEKK,用 GARCH6.1 软件包对模型进行估计,限于篇幅,详细结果并未报告。

⑬ 带宽 $e=0.5$ 。

⑭ 这里采用 JB 检验对残差进行检验。

[参 考 文 献]

[1] Roberto Dieci, Frank Westerhoff. Heterogeneous Speculators, Endogenous Fluctuations and Interacting Markets: A Model of Stock Prices and Exchange Rates[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2010, 34(4): 743-764.

[2] H. Hau, H. Rey. Order Flows, Exchange Rates and Asset Prices[Z]. Princeton University Working Paper, 2002.

[3] Anna Pavlova, Roberto Rigobon. Asset Prices and Exchange Rates[Z]. NBER Working Papers 9834, National Bureau of Economic Research, Inc. 2003.

[4] O. Aydemir, E. Demirhan. The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Turkey[J]. International Research Journal of Finance and Economics, 2009(23): 207-215.

[5] Daniel Stavarek. Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions[J]. Czech Journal of Economics and Finance, 2005, 55(3-4): 141-161.

[6] Benjamin M. Tabak. The Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence for Brazil[Z]. Working Papers Series 124, Central Bank of Brazil, Research Department, 2006.

[7] Hwey-Yun Yau, Chien-Chung Nieh. Interrelationships Among Stock Prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen Exchange Rate[J]. Journal of Asian Economics, 2006, 17(3): 535-552.

[8] Manish Kumar. A Bivariate Linear and Nonlinear Causality Between Stock Prices and Exchange Rates [J]. Economics Bulletin, 2009, 29(4): 2884-2895.

[9] Craig Hiemstra, Jonathan D. Jones. Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation[J]. Journal of Finance, 1994, 49(5): 1639-64.

[10] D. Hristu-Varsakelis, C. Kyrtou. Testing for Granger Causality in the Presence of Chaotic Dynamics[Z]. University of Macedonia, Working Paper, 2006.

[11] W. A. Brock, J. A. Scheinkman, W. D. Dechert, B. LeBaron. A Test for Independence Based on the Correlation Dimension[J]. Econometric Reviews, 1996, 15(3): 197-235.

[12] Ehung G. Baek, William A. Brock. A Nonparametric Test for Independence of a Multivariate Time Series [J]. Statistica Sinica, 1992(2): 137-156.

[13] Jushan Ba, Valentyn Panchenko. A Note on the Hiemstra-Jones Test for Granger Non-causality[J]. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 2005, 9(2).

[15] Cees Diks, Valentyn Panchenko. A New Statistics and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2006(30): 1647-1669.

[16] Hua Zhao. Dynamic Relationship Between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China [J]. Research in International Business and Finance, 2010(24): 703-772.

[17] 张碧琼, 李 跃. 汇率对中国股票市场的影响是否存在: 从自回归分布滞后模型(ARDL-ecm)得到的证明[J]. 金融研究, 2002(7): 26-35.

[18] 邓 桢, 杨朝军. 汇率制度改革后中国股市与汇市的关系——人民币名义汇率与上证综合指数的实证研究[J]. 金融研究, 2007(12): 55-64.

[19] 张 兵, 封思贤, 李心丹, 王慧建. 汇率与股价变动关系: 基于汇改后数据的实证研究[J]. 经济研究, 2009(9): 70-82.

[责任编辑: 李 莉]